

食をめぐる事件と食品関連企業の株価変動

中 谷 朋 昭¹

Stock Market Response to Offenses against Food Safety and Reliability

Tomoaki NAKATANI (Hokkaido University)

This paper aims to investigate the effects of the mass food poisoning caused by processed milk and the intentional mislabeling of beef on the market risk of the excess stock returns of three companies in the Japanese milk industry by using the event-study methodology, a branch of financial econometrics. The dynamic conditional correlation GARCH model is fit to the excess return data to estimate the volatilities and dynamic conditional correlations of the corporations concerned. The results show that both events rapidly change the volatilities of the mentioned company and that these events influence the volatilities of one of the remaining two companies. Moreover, we find that the dynamic conditional correlations between this firm and the other firms changed rapidly when the beef mislabeling scandal was exposed but changed gradually when the mass food poisoning occurred. Therefore, one can conclude that the stock market can react immediately to unethical behavior of food-related firms.

Key words : food-related firms, dynamic conditional correlations, mass food poisoning, intentional mislabeling of beef

1. はじめに

近年、食をめぐる事件が多発している。2003年には、牛海綿状脳症（BSE）や頻発する食品の偽装表示などを契機として食品衛生法が改正されるとともに、食品安全基本法が制定された。食品衛生法の改正では、食品安全性を確保することにより、国民の健康の保護を図ることが法の目的に明記された。また、食品安全基本法においては、食品関連事業者は「自らが食品安全性の確保について第一義的責任を有していることを認識して、食品安全性を確保するために必要な措置を（中略）適切に講ずる責務を有する」（第8条第一項）と定められている。このように、食品関連事業者（以下、食品関連企業という）には、食品安全性確保が一層求められることとなった。

従来、食をめぐる事件や食の安全に関する農業経済学からのアプローチは、例えば澤田（2004）に代表されるように、アンケート調査による表明選好法によって、食の安全性に対する消費者の意向を評価しようとするものが中心であった。市場データに基づいた研究は多くないが、鬼木（2000）および澤田（1999）などは、O157 食中毒事件や BSE 発生の影響を家計調査や POS データによって分析している。

一方、食をめぐる事件は、消費者だけでなく、上場企業であれば、企業の価値を表す株価にも影響を及ぼすといえる。株式市場では、食に関する事件の情報だけでなく、企業業績の将来予測も含めた情報が集約され、株価に反映される。したがって、事件の発生から沈静化に至るまでの期間を含む株価時系列データを解析することで、食に関する事件への株式市場からの評価がどのように変化していくのか明らかにすることができよう。

企業に関するある出来事（イベント）が、株価やそ

¹北海道大学

naktom2@gmail.com

の変化率（株価収益率）に及ぼす影響についての研究は、イベントスタディと呼ばれ、研究蓄積も少なくな（例えは、Campbell et al. 1997 を参照）。最近では、食品関連企業に関するイベントスタディもなされてきている。これらを対象イベントに応じて区分すれば、①食品に関する法令や規則の変更が関連企業の株価に与えた影響を分析するもの（Mazzocchi et al. 2009, Dohlman et al. 2002, Johnson et al. 1994 など）、②BSE や細菌による汚染食品を出荷した企業の株価変動を分析するもの（北見 2010, Jin et al. 2008, Wang et al. 2002, Salin et al. 2001 など）、という 2 つに大別できる。いずれの場合も、市場の代表的ポートフォリオから得られる収益率を基準として、イベント発生時期に観察された関係企業の超過収益率がゼロと有意に異なるかどうかを統計的に検定して、影響の有無を検討している。

これに対して、Brockett et al. (1999) や Savickas (2003), Harrington et al. (2007) は、このようなイベントは、株価収益率だけでなく分散（標準偏差）も変化させるとし、イベントスタディにおいては分散の変動も考慮することが望ましいと指摘した。金融分析では、ある時点までの情報を含む条件付確率分布を想定するのが一般的であり（McNeil et al. 2005: p. 25-60），収益率の条件付標準偏差はボラティリティと呼ばれ、株式を保持することによって生じる市場リスクの尺度として利用されている。しかし、Brockett et al. (1999) などはイベントの発生と超過収益率の関係に主眼を置いたもので、ボラティリティ変動に着目したイベントスタディは Wang et al. (2002) や中谷他 (2010) などしか見当たらない。

そこで本稿では、超過収益率のボラティリティ変動に焦点を当て、食をめぐる事件の発生を契機とする市場リスクの動学的変動過程を明らかにすることを目的とする。分析対象とするイベントは、2000 年 6 月に発生した雪印乳業における加工乳の食中毒事件と、雪印乳業の子会社である雪印食品において 2002 年 1 月に発覚した、食肉に関する不当な原産国表示事件（以下、牛肉偽装事件という）である。食中毒事件と、子会社が起こした牛肉偽装事件という性質の異なる 2 つのイベントに着目することで、市場リスクの動学的変動過程は、それぞれのイベントに特徴的な動きを示すか否かを検討することができる。

本稿の構成は、以下の通りである。次の 2. では、本稿に関連した既存研究を踏まえて具体的な分析課題

を設定する。食中毒事件と牛肉偽装事件の概要は 3. で整理し、4. では分析モデルとデータについて解説する。5. では計量分析の結果を提示し、6. をまとめとする。

2. 分析課題の設定

本稿の目的は、超過収益率のボラティリティから見た、食をめぐる事件の発生を契機とする市場リスクの動学的変動過程を明らかにすることである。ここで、アメリカの食肉関連企業を対象とした Wang et al. (2002) のイベントスタディでは、細菌に汚染された肉製品のリコールは、当該企業だけでなく、同業他社のボラティリティにも影響したことが明らかにされている。さらに Nakatani et al. (2009) が実証しているように、多変量収益率データには、ボラティリティ変動にフィードバック効果のあることが知られている。そのため、食をめぐる事件に直接関係した企業だけでなく、同業種の他企業（以下、同業他社という）の株価収益率をも含めた上で、多変量時系列データの条件付共分散行列を動学的にモデリングする必要がある。この条件付共分散行列には、各時系列データの条件付分散と、時系列データ間の条件付共分散が含まれている。本稿では、複数の条件付共分散を統一した尺度で比較するために、条件付共分散行列を標準化した条件付動的相関係数行列（以下、動的相関係数という）を推定する。動的相関係数の絶対値が増大すれば 2 社の株価変動の関連が強まることを、減少してゼロに近づけば関連が弱まることを意味する（中谷他 2010）。また、動的相関係数の符号は、2 社の株価変動が同一方向にあるのか（正の場合）、逆方向にあるのか（負の場合）を示している。したがって、符号も含めて動的相関係数の変動を比較、検討することで、食をめぐる事件が当該企業の市場リスク変動に与えた直接的なインパクトだけでなく、同業他社の株価変動と関連した市場リスクの変動も明らかにすることができる。

以上を踏まえて、本稿では次の 3 つの課題を設定する。第 1 の課題は、雪印乳業に関係した 2 つのイベントが、同業他社の市場リスクを変化させたか否かを検討することである。そのために、雪印乳業と同業他社の明治乳業、森永乳業（註 1）の超過収益率における動的相関係数を推定し、動学的変動過程を解析する。

第 2 の課題は、食中毒事件と牛肉偽装事件とでは、市場リスクの変化にどのような違いがあるかを明らかにすることである。洋菓子メーカーの消費期限切れ原

(註 1) 以下では、これら 3 社の社名から「乳業」を省略する。

料使用問題を対象として、同業 3 社の超過収益率を分析した中谷他 (2010) では、消費期限切れ原料使用の発覚と同時に動的相関係数は大きく変動したことを見いだしている。消費期限切れ原料使用問題は刑事責任を問われるものではなかったが、食品関連企業としての規範に反する行為が発覚すると、市場は直ちに反応することを示している。本稿で注目する 2 つの事件のうち、牛肉偽装事件がこれに近い性質であるといえるので、乳業 3 社の動的相関係数に中谷他 (2010) と同様の変化が認められるのか否か、また、食中毒事件でもこのような変化が見られるかどうかを確認する。

食中毒事件および牛肉偽装事件の双方ともに、事件の第 1 報以降、新たな事実が判明し、連日にわたって数多くの報道が行われた。ボラティリティ変動に着目したイベントスタディである Wang et al. (2002) および中谷他 (2010) では、事件の第 1 報がもたらされたときに最大のインパクトを示し、それに続く情報や、引き続いて発生した関連イベントの影響はそれほど大きくなっていることが確認されている。一方で、日次 POS データを用いた販売シェアへの影響分析では、本稿でも着目する食中毒事件は、第 1 報よりも原因が明らかになった時点の方が大きな影響を持つことが統計的に示されている (牧之段他 2003)。そこで、市場リスクの変動に対して、事件に関するどの段階の情報が最大のインパクトを持つかを明らかにし、既存研究の結果と比較することを第 3 の課題とする。

3. 事 実 経 過

2000 年 6 月に発生した雪印の集団食中毒事件と、2002 年 1 月に発覚した雪印の子会社である雪印食品による牛肉偽装事件に関しては、厚生省生活衛生局 (2000) や北海道新聞取材班 (2002) で詳述されているので、ここではその概略を整理するに留める。

1) 集団食中毒事件の経過

集団食中毒事件は、2000 年 6 月 27 日に、雪印大阪工場製の低脂肪乳が原因と見られる食中毒症状が発生した旨、大阪市保健所に届け出がなされたことに始まる。大阪市の指導を受けて、6 月 29 日、雪印は製品の自主回収を開始し、同日深夜に食中毒事件発生を公表した。6 月 30 日には、製品回収の社告が全国紙朝刊に掲載されるとともに、飲み残しの加工乳から黄色ブドウ球菌毒素の遺伝子が検出された。7 月 1 日には、加工乳の製造ラインから黄色ブドウ球菌が検出されたことを雪印が発表した。7 月 4 日には、大阪工場で製造された他の乳製品にも食中毒を引き起こす可能性があるため、同工場製造の全製品を自主的に回収するこ

とになった。7 月 7 日には、低脂肪乳以外の乳製品からも黄色ブドウ球菌毒素が検出された。

報告のあった食中毒の発症者は、同年 12 月に公表された報告書（雪印食中毒事件に係る厚生省・大阪市原因究明合同専門家会議 2000）によれば、1 万 4,780 名であった。この食中毒事件は、業務上過失致死傷および食品衛生法違反被告事件（大阪地方裁判所平成 13 年（わ）第 4040 号）として、関係者の有罪が 2003 年 6 月 11 日に確定している。

2) 牛肉偽装事件の経過

2001 年 9 月に、BSE の感染牛が日本で初めて発見されたことを受けて、農林水産省は BSE 未検査の国産牛肉を全量買い上げる措置を実施した。雪印の子会社である雪印食品は、外国産牛肉を国産牛肉とする偽装工作を行ってこの買い上げ措置を悪用した。内部告発によって 2002 年 1 月 23 日に偽装工作が発覚したが、これ以降も、国産牛肉の産地偽装（1 月 28 日）や外国産牛肉の国産牛肉への偽装（1 月 29 日）が新たに発覚するなど、雪印食品における法令違反の事例が続けて明らかとなった。

雪印食品の業績は偽装工作の発覚によって急速に悪化し、4 月 30 日に会社は解散した。牛肉偽装事件について、詐欺被告事件（神戸地方裁判所平成 14 年（わ）第 558 号）として 2002 年 11 月 22 日に有罪判決が出され、雪印食品関係者の法的処分が確定している。

4. 分析モデルとデータ

1) 超過収益率の測定

イベントスタディでは、注目するイベントのインパクトを分析するために、超過収益率を利用する。超過収益率は、実際に観測された収益率とイベントが起こらないときに期待される収益率との差として定義される。イベントが起こらなかったときに期待される収益率は、市場全体の収益率で条件付けられた当該収益率の期待値が用いられることが多い。このように、市場全体の収益率で条件付けするモデルは、マーケットモデルと呼ばれている (Campbell et al. 1997: p.151)。市場全体の収益率は、一般に、当該市場における代表的ポートフォリオの収益率が利用される。

マーケットモデルによる企業 i の t 期における超過収益率 $y_{i,t}$ は、

$$y_{i,t} = r_{i,t} - E[r_{i,t} | r_{m,t}] \quad (1)$$

で定義される。ただし、 $r_{i,t}$ は企業 i の株価収益率、 $r_{m,t}$ は代表的ポートフォリオの収益率、 $E[\cdot]$ は期待値オペレータである。超過収益率は、イベント発生直前までのデータによって $E[r_{i,t} | r_{m,t}]$ を推定し、イベ

ント発生後の期間も含めて(1)式を適用することによって求められる。 N 社分の超過収益率ベクトル $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, \dots, y_{N,t})'$ を求めるには、この手順をそれぞれの株価収益率に適用すればよい。

2) 動的条件付相関係数型 GARCH モデル

本稿の分析課題を達成するためには、先に記したように、超過収益率のボラティリティと動的相関係数を推定する必要がある。GARCH型モデルは、金融データの収益率が示す特徴(註2)をより良く描写するボラティリティモデルとして、1980年代半ば以降、金融時系列解析の分野において標準的な分析ツールとして利用されている。本稿では複数企業の超過収益率を取り扱うので、多変量 GARCH型モデルを利用する。

多変量 GARCH型モデルには、条件付共分散行列を直接モデリングするものと、条件付分散と条件付相関係数を利用して間接的にモデリングするものと2つのタイプがある(註3)。前者のタイプでは、推定すべきパラメータの数は時系列データの次元に対して幾何級数的に増加するとともに、共分散行列の正定符号性を確保するために、パラメータに厳しい制約が課される。そのため、パラメータ推定には困難が伴う。一方、後者のタイプでは、推定すべきパラメータの数は少なく、正定符号性に関する制約は比較的緩やかで、パラメータ推定も比較的簡便にできることから、実証分析では後者に属する多変量 GARCH型モデルが主に利用されている。Engle(2002)が提案した動的条件付相関係数(DCC)型 GARCHモデルは、条件付共分散行列を間接的にモデリングするタイプの代表的モデルであり、多変量定常時系列データの条件付分散と条件付相関係数の動的変動を別々にモデリングする。そこで本稿では、この DCC-GARCH モデルによって超過収益率の分析を行う。

次に、DCC-GARCH モデルについて説明する。まず、 N 次元超過収益率ベクトル \mathbf{y}_t は、 $\boldsymbol{\mu}_t$ を超過収益率の条件付期待値とすれば、

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2)$$

と表される。(2)式に $\boldsymbol{\mu}_t$ を含むのは、超過収益率における系列相関と、超過収益率における企業間の相互効果に対処するためである。DCC-GARCH モデルで

(註2) 金融データの収益率が示す特徴は、Stylized Facts(定型化された事実)と呼ばれている。詳しくは、例えば McNeil et al. (2005) を参照のこと。

(註3) 本稿で用いた DCC-GARCH モデルを始め、各種の多変量 GARCH型モデルについては、Silvennoinen et al. (2009b) を参照のこと。

(註4) この仮定は尤度関数構築のために必要となる。 \mathbf{z}_t が多変量正規分布に従っていない場合は疑似最尤推定量となるが、パラメータ推定量は一致性と漸近的正規性を持つことが知られている。

(註5) これは、一変量 GARCH型モデルで標準正規分布を仮定することに対応する。

は、この(2)式における搅乱項 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ を、さらに(3)式のようにモデル化する。

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{z}_t \quad (3)$$

ここで、 $\mathbf{D}_t = \text{diag}(h_{1,t}^{1/2}, \dots, h_{N,t}^{1/2})$ は対角行列で、 $h_{i,t}^{1/2}, i=1, \dots, N$ は $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の各要素のボラティリティである。 \mathbf{z}_t は平均ゼロ、共分散行列 \mathbf{P}_t を持つ独立な多変量正規分布に従う搅乱項であると仮定される(註4)。 \mathbf{P}_t の対角要素は、次の(4)式が成り立つために全て1になっている(註5)。このような定式化の下で、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の条件付期待値は $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t | \mathbf{F}_{t-1}] = \mathbf{0}$ 、条件付共分散行列は

$$E[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' | \mathbf{F}_{t-1}] = \mathbf{D}_t \mathbf{P}_t \mathbf{D}_t = \mathbf{H}_t = \begin{cases} h_{i,t} & i=j \\ \frac{1}{h_{i,t}^2} h_{j,t}^2 p_{ij,t} & i \neq j \end{cases} \quad (4)$$

と表される。 \mathbf{F}_{t-1} は、 $(t-1)$ 期までのデータで構成される情報集合である。また、相関係数の定義に従えば、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の条件付相関係数は $\mathbf{P}_t = \mathbf{D}_t^{-1/2} \mathbf{H}_t \mathbf{D}_t^{-1/2}$ となる。(4)式において、 \mathbf{H}_t の対角要素 $h_{i,t}$ はおのおのの超過収益率の条件付分散、非対角要素 $h_{i,t}^{1/2} h_{j,t}^{1/2} p_{ij,t}$ は条件付共分散である。(4)式に示したように、超過収益率間の条件付共分散を、条件付標準偏差 $h_{i,t}^{1/2}, h_{j,t}^{1/2}$ と条件付相関係数 $p_{ij,t}$ との積によって間接的にモデリングする。

条件付分散ベクトルと条件付相関係数行列のモデリングは、以下の通りである。まず、条件付分散ベクトルは、一変量 GARCH モデル(Bollerslev 1986)を拡張した以下の(5)式

$$\mathbf{h}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{A}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \mathbf{B}\mathbf{h}_{t-1} \quad (5)$$

として設定する。ここで、 \mathbf{a}_0 は N 次元の定数項ベクトル、 \mathbf{A} と \mathbf{B} は N 次正方行列、 $\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}^{(2)}$ は $\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1}$ を要素ごとに二乗したベクトルである。Engle(2002)が提唱したオリジナルの DCC-GARCH モデルでは、 \mathbf{A} と \mathbf{B} は対角行列とされていた。しかし Wang et al. (2002)などが指摘するように、ボラティリティには因果効果が存在するので、Nakatani et al. (2009)に応じてこの仮定を緩和したより一般的なモデルとして(5)式を定式化する。

\mathbf{h}_t の要素は $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の条件付分散であるから、全ての t について正の値を取らなければならない(非負性)。

(註2) 金融データの収益率が示す特徴は、Stylized Facts(定型化された事実)と呼ばれている。詳しくは、例えば McNeil et al. (2005) を参照のこと。

(註3) 本稿で用いた DCC-GARCH モデルを始め、各種の多変量 GARCH型モデルについては、Silvennoinen et al. (2009b) を参照のこと。

(註4) この仮定は尤度関数構築のために必要となる。 \mathbf{z}_t が多変量正規分布に従っていない場合は疑似最尤推定量となるが、パラメータ推定量は一致性と漸近的正規性を持つことが知られている。

(註5) これは、一変量 GARCH型モデルで標準正規分布を仮定することに対応する。

そのために、 \mathbf{a}_0 , \mathbf{A} , \mathbf{B} の要素には制約を課す必要がある。ここでは数値計算上の簡便性のために、全ての要素が正の値を取るという制約をおく（註6）。また定常性の条件として、He et al. (2004) および Nakatani et al. (2009) に基づいて、 $\mathbf{A} + \mathbf{B}$ の最大固有値が1より小さくなるという制約を満たさなければならぬ。

条件付相関係数行列を記述するモデルは、Engle (2002) に従って、

$$\mathbf{P}_t = (\text{diag } \mathbf{Q}_t)^{-1/2} \mathbf{Q}_t (\text{diag } \mathbf{Q}_t)^{-1/2} \quad (6)$$

$$\mathbf{Q}_t = (1 - \alpha - \beta) \mathbf{Q} + \alpha \mathbf{z}_{t-1} \mathbf{z}_{t-1}' + \beta \mathbf{Q}_{t-1} \quad (7)$$

とする。ここで、 $\text{diag } \mathbf{Q}_t$ は \mathbf{Q}_t の対角要素からなる対角行列である。また、(7) 式の \mathbf{Q} は、 T 期間を通じた \mathbf{z}_t の無条件標本共分散行列、 α と β はパラメータで、 $\alpha + \beta < 1$ (定常性条件) および $\alpha, \beta > 0$ (非負性条件) という制約を持つ。

このように、GARCH型モデルは、前期までの超過収益率の変動を反映して当期の条件付共分散行列を動的に推定することを可能としており、突発的に生じたイベントのボラティリティへのインパクトを評価する本稿の課題に適している。その中で、Engle (2002) の DCC-GARCH モデルは、条件付共分散行列 \mathbf{H}_t のモデリングに際して、条件付分散ベクトル \mathbf{h}_t と条件付相関係数行列 \mathbf{P}_t を分離する点に特徴があり、特に、 \mathbf{P}_t を求めるために (7) 式の \mathbf{Q}_t を経由することで、パラメータの数を大幅に節約できるという計測上のメリットを持つ。ただし、条件付分散ベクトル \mathbf{h}_t を定義する (5) 式のパラメータ \mathbf{A} と \mathbf{B} および条件付相関係数行列を導くための (7) 式の α と β は、計測期間を通じて一定であると仮定される。このモデルでは、条件付共分散行列が、前期の超過収益率の変動と前期の条件付共分散行列の水準によって決まっており、こ

れらのパラメータがその調整速度を決めている。これらのパラメータが計測期間を通じて一定とすることは、条件付共分散行列の調整速度は、イベント発生前後ににおいて構造的に変化がないことを仮定していることになる（註7）。さらに、 α と β については、すべての相関係数に共通であることも仮定されている（註8）。

以上のように、DCC-GARCH モデルは (2) 式から (7) 式によって構成される。推定にあたっては、データ解析環境 R (R Development Core Team 2010) 用のパッケージ ccgarch (Nakatani 2008) を利用した（註9）。

3) データ

分析に用いるデータは、東京証券取引所における雪印、明治、森永の日別株価と、市場の代表的ポートフォリオである東証株価指数 (TOPIX) の終値である（註10）。データの期間は1993年3月31日から、雪印株の取引が一時停止される直前の2002年7月25日までとした。各社の株価終値 $p_{i,t}$ を $r_{i,t} = 100(\ln p_{i,t} - \ln p_{i,t-1})$ によって株価収益率に変換した上で、食中毒事件発生前日の2000年6月26日までのデータから $E[r_{i,t}|r_{m,t}]$ を推定し、マーケットモデルによって全期間の超過収益率ベクトル \mathbf{y}_t を求めた。この \mathbf{y}_t に VAR (10) モデルをあてはめ（註11）、その残差に対して DCC-GARCH モデルを適用した。DCC-GARCH モデル推定に供したデータは各時系列2,288個となった。なお VAR モデルの推定結果は省略する。

VAR モデルの残差に関する基本統計量を第1表にまとめた。最大値と最小値との差を見ると、雪印が一番大きい。また、尖度統計量を見ても、雪印が 15.88 と一番大きい。これは、外れ値の影響を除去した頑健尖度統計量からも確認できる。したがって、他の2社の残差と比較して、雪印の残差は分布の両端に多く位

(註6) (5) 式のパラメータ制約については、Nakatani et al. (2008) および Conrad et al. (2010) を参照のこと。

(註7) 構造変化に対してはダミー変数による処理が想起される。例えば Wang et al. (2002) は、ボラティリティ変動に与えたイベントの影響を計測するために、条件付分散式にダミー変数を加えてパラメータを推定し、その符号から正・負の効果について論じている。しかし、この方法で負のパラメータ推定量が得られた場合、条件付分散の非負性や条件付共分散行列の正定符号性が必ずしも満たされるとは限らない。

(註8) これらの課題を克服するために、(7) 式の α と β を行列で表す改良 (Hafner et al. 2009) や、定常状態の相関係数行列を複数設定し、動的相関係数はそれらの間を平滑に遷移するモデル (Silvennoinen et al. 2009a) などが提案されている。ただし、パラメータ推定量の望ましい漸近的性質を満たしつつ、構造変化などに対応したモデルは見当たらないのが現状である。

(註9) モデルの尤度関数やパラメータ推定量の漸近的特性については、例えば Nakatani (2010) を、ccgarch による DCC-GARCH モデルの具体的な推定方法については、中谷 (2010) を参照のこと。

(註10) 株価データは、インターネットのホームページ Yahoo Japan! ファイナンス (<http://finance.yahoo.co.jp/>) よりダウンロードした。

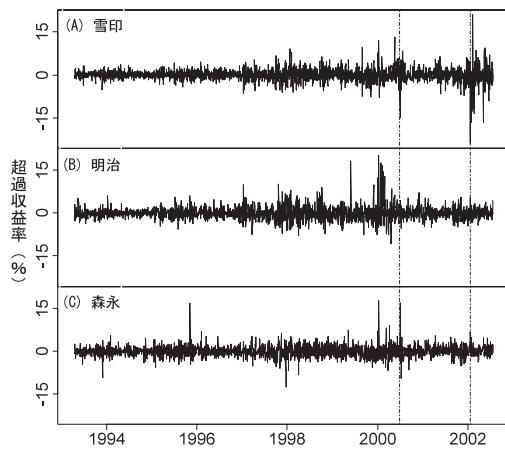
(註11) 20期までのラグから赤池の情報量基準 (AIC) が最小になるラグ数を選択した。

第1表 VAR モデルの残差に関する基本統計量

	雪印	明治	森永
データ数	2,288	2,288	2,288
平均値	0.000	0.000	0.000
最大値	20.973	20.361	17.634
最小値	-23.854	-10.714	-12.395
標準誤差	2.254	2.231	1.892
歪度	-0.639	1.384	0.915
尖度	15.880	10.710	10.656
頑健歪度	0.034	0.011	-0.027
頑健尖度	0.268	0.164	0.088

註：尖度は、標準正規分布の尖度である 3 を差し引いている。頑健歪度と頑健尖度とは、Kim et al. (2004) が提案した外れ値の影響を受けにくくよう調整された歪度と尖度である。

置しているといえる。残差をプロットした第1図に示した2本の縦線は、食中毒事件公表後の初営業日である2000年6月29日と、食肉偽装事件が発覚した2002年1月23日を表している。第1図を見ると、食中毒事件以前には雪印の残差は±15%を超えることはなかった。しかし、食中毒事件以後には雪印の残差は絶対値で大きな値が観察されている。これらの結果は、食中毒事件や牛肉偽装事件が雪印の株価変動に強く影響した現れであると考えられる。



第1図 乳業3社の超過収益率

註：VAR モデルの残差をプロットした。縦線は2000年6月29日(左)、2002年1月23日(右)を表す。

5. 分析結果

1) DCC-GARCH モデルの推定結果

第2表に、DCC-GARCH モデルの推定結果をまとめた。条件付分散を表す (5) 式のパラメータ推定値は、行列 \mathbf{A} と \mathbf{B} のすべての対角要素と一部の非対角要素が統計的に有意である。有意となった a_{31} と b_{32} はともに $h_{3,t}$ に関わるものなので、森永の超過収益率の条件付分散は、雪印の一期前の二乗残差と、明治の一期前の条件付分散の影響を受けている。動的相関係数を記述する2つのパラメータ α と β の推定値はそれぞれ、0.014, 0.942 で統計的に有意である。 $\hat{\alpha} + \hat{\beta} = 0.956$ であるから、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ は (7) 式の定常性条件を満たしている。動的相関係数は、 $\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ と (7) 式によって \mathbf{Q}_t を計算し、(6) 式の変換によって求められる。

第3表は、(3) 式の \hat{z}_t (標準化残差) に関する基本統計量をまとめたものである。 \hat{z}_t の頑健尖度はゼロより大きな値であることから、標準正規分布と比較して \hat{z}_t の実現値が分布の両裾により多く位置している様子を示している。

2) ボラティリティと動的相関係数の変動から見た事件の影響

(1) 分析期間全体の傾向

まず、前節で推定した DCC-GARCH モデルの (5) 式によって得られた条件付分散から、超過収益率のボラティリティを求めて第2図にプロットした。第2図のパネル (A) から (C) は、順に雪印、明治、森永のボラティリティである。全体的に見て、ボラティリティを上昇させるショックがあった場合、雪印と明治では緩やかに下落していくというように、ショックには持続性が認められるが、森永では持続性は高くなかった。ショックの持続性は、 $\hat{\mathbf{A}} + \hat{\mathbf{B}}$ の固有値が 1 に近いほど高くなる(註12)。固有値は、雪印と明治はそれぞれ 0.997 と 0.978、森永は 0.580 であるから、この差が持続性に表れているといえる。

パネル (A) の雪印では、食中毒事件と牛肉偽装事件に際してボラティリティは急激に上昇している。上昇の程度は牛肉偽装事件の方が大きいのに対して、食中毒事件では、他の2社のボラティリティが上昇した2000年初頭の変動と同程度である。牛肉偽装事件では、第1報の後にもボラティリティは増大している。これは、同一企業が関係した2つ目の事件であること

(註12) ショックの持続性は、 $\tau \rightarrow \infty$ としたときの $(\hat{\mathbf{A}} + \hat{\mathbf{B}})^{\tau} \rightarrow \mathbf{0}$ の収束速度に依存する。 $(\hat{\mathbf{A}} + \hat{\mathbf{B}})^{\tau}$ を求める際に固有値による対角行列化をすることで、ショックの持続性は、結局、固有値の大きさに依存する。

第2表 DCC-GARCH モデルの推定結果

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \\ h_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 \cdot 10^{-5} \\ 0.017 \\ 0.631 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.075 & 0.010 & 0.003 \\ 2 \cdot 10^{-5} & 0.096 & 0.010 \\ 0.085 & 0.008 & 0.188 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \\ \varepsilon_{3,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.912 & 3 \cdot 10^{-4} & 0.006 \\ 0.001 & 0.881 & 0.019 \\ 2 \cdot 10^{-5} & 0.115 & 0.402 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \\ h_{3,t-1} \end{bmatrix}$$

$\hat{\alpha} = 0.014, \hat{\beta} = 0.942, \text{LogLik} = -17930.84, \hat{q}_{11} = 1.001, \hat{q}_{22} = 1.005, \hat{q}_{33} = 0.958$
 $\hat{q}_{12} = 0.145, \hat{q}_{13} = 0.114, \hat{q}_{23} = 0.235$

註：添え字の 1, 2, 3 はそれぞれ、雪印、明治、森永を表す。() 内の数値は頑健標準誤差を表す。Log Lik は、パラメータ推定値で評価した対数尤度関数の値である。また、 \hat{q}_{ij} は (7) 式の \mathbf{Q} の推定値である。 $\hat{\mathbf{A}} + \hat{\mathbf{B}}$ の最大固有値は 0.997 であったので、GARCH 式のパラメータ係数行列は定常性の条件 (Nakatani et al. 2009) を満たしている。

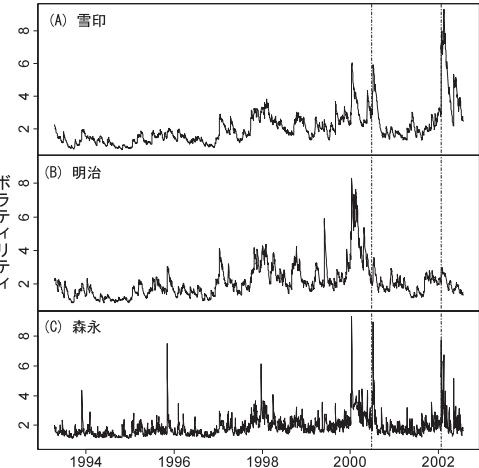
第3表 DCC-GARCH モデルの標準化残差に関する基本統計量

	雪印	明治	森永
平均値	0.015	-0.008	0.000
最大値	5.713	9.478	9.800
最小値	-8.152	-4.223	-4.503
標準誤差	1.000	1.003	0.979
歪度	-0.332	0.647	0.646
尖度	4.900	4.726	5.794
頑健歪度	0.069	0.032	0.011
頑健尖度	0.128	0.061	0.065

註：第1表に同じ。

から、雪印の市場からの撤退と同業他社によるシェアの分け合いという市場参加者の意識（北海道新聞取材班 2002：p. 196-197）を反映して、ボラティリティは続報にも反応した可能性もある。(B) の明治では、全体を通じて、2000年初頭に数カ月にわたってボラティリティが上昇した時期が目立っている。食中毒事件ならびに牛肉偽装事件では、直前と比較してわずかに上昇しているものの、他の時期と比較すればそれほど大きな動きではない。パネル (C) の森永では、(5) 式の a_{31} と b_{32} の有意性を反映して、雪印の超過収益率の絶対値あるいは明治のボラティリティが上昇した翌営業日には、ボラティリティが上昇している。したがって、明治のボラティリティが上昇した2000年初頭および食中毒事件と牛肉偽装事件の直後にも、森永のボラティリティは上昇している。

次に、DCC-GARCH モデルの (6) 式と (7) 式から求めた動的相関係数を、第3図 (A) から (C) に示した。第3図の各パネルには、食中毒事件と牛肉偽装事件の日付を示す縦の破線が 2 本と、(7) 式の \mathbf{Q} から求めた無条件の相関係数が横実線で示されている。

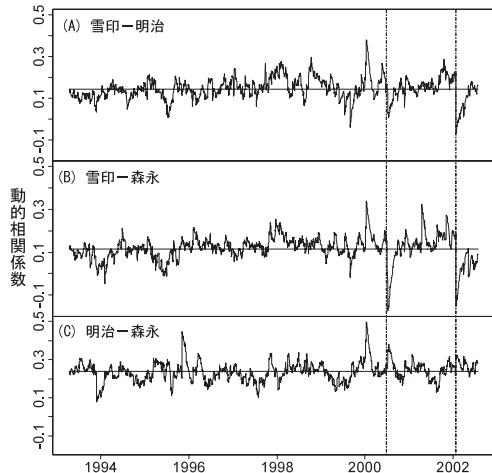


第2図 超過収益率のボラティリティ

註：縦線は 2000 年 6 月 29 日（左）、2002 年 1 月 23 日（右）を表す。

いずれのパネルを見ても、動的相関係数は、定常状態を示す無条件相関係数の周りを振動して推移していることが見て取れる。これは (7) 式の定式化によるところが大きいが、ところどころで無条件相関係数から大きく離れる場合も見られる。特に、パネル (A) (雪印-明治) とパネル (B) (雪印-森永) において、食中毒事件発生が公表された 2000 年 6 月 29 日と、牛肉偽装事件が発覚した 2002 年 1 月 23 日の後には、無条件相関係数からの乖離は急激かつ顕著である。一方、明治-森永の動的相関係数を示したパネル (C) では、食中毒事件と牛肉偽装事件直後に上昇しているものの、パネル (A) やパネル (B) に見られる変化や、他の時期に起きた乖離と比較して、その程度は小さい。

次に、事件発生後 14 営業日間における動的相関係数の変動を、詳細に見ていくこととする。



第3図 超過収益率の動的相関係数

註：縦線は2000年6月29日（左），2002年1月23日（右）を表す。横実線は、無条件の相関係数を表す。

（2）食中毒事件直後の動的相関係数の変動

第4図は、2000年6月28日から14営業日間における動的相関係数を、第3図から拡大したものである。食中毒事件公表（6月29日）後の週末には、低脂肪乳生産ラインから黄色ブドウ球菌が検出され（7月1日），当該製品からも黄色ブドウ球菌毒素の遺伝子の発見が公表された（7月2日）。第4図を見ると、6月28日から週末を挟んで7月3日まで、動的相関係数に大きな変動は見られない。しかし7月4日には、雪印-森永の動的相関係数が約0.15ポイント低下して、ほぼゼロの水準になっている。これは、週末に公表された情報によって雪印の株価は大きく変動したもの、

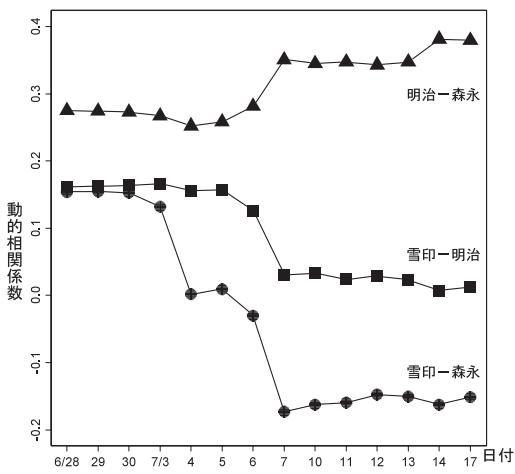
森永の株価にはさほど影響せず、このことが、モデルの構造のためにラグをともなって反映されたものと考えられる。また、7月7日金曜日には、雪印-明治では約0.15ポイント低下してゼロの水準に、雪印-森永では約0.2ポイント低下して-0.2近くになっている。一方、明治-森永の動的相関係数は、7月7日には約0.07ポイント上昇し、雪印の全工場が操業停止した7月14日には、さらに若干の上昇を見せている。このような変動は、7月4日午前の記者会見での雪印内部における情報錯綜を認める発言（北海道新聞同日付夕刊）や、同日夜の記者会見における大阪工場製全製品の自主回収発表と雪印社長の対応、5日の大手コンビニエンスストアでの全国的な製品撤去完了（北海道新聞取材班2002:p.54）といった情報に起因するといえる。つまり、これらの情報に反応して雪印の株価は下落した反面、明治と森永の株価が上昇したため、この変動の差がラグをともなって動的相関係数に現れたと推察される。

以上のことから、市場は、食中毒事件公表の第1報には強く反応せず、事件が広範囲にわたることが明らかになって初めて、動的相関係数を短期的にシフトさせるような反応を示したといえる。POSデータから雪印製品のシェア変化を分析した牧之段他（2003）においても、食中毒事件発生の第1報は影響を及ぼさず、製造停止期間や黄色ブドウ球菌発見の報道により強い影響を受けているという分析結果が明らかとなっている。本稿の結果は、牧之段他（2003）の知見と合致するものである。

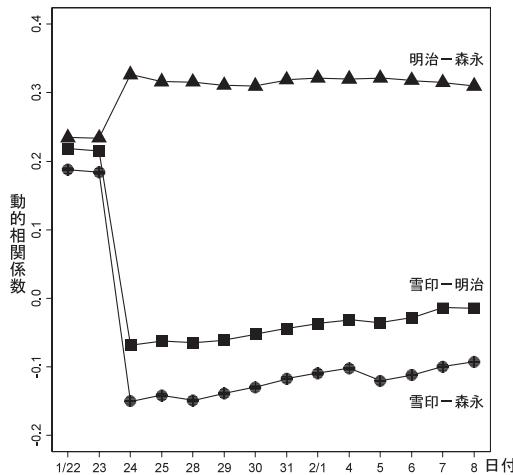
（3）牛肉偽装事件発覚直後の動的相関係数の変動

第5図は、第4図と同様に、牛肉偽装事件の発覚前日である2002年1月22日から14営業日間の動的相関係数を第3図から拡大したものである。この図から、牛肉偽装事件が発覚した翌日の1月24日には、雪印-明治、雪印-森永の動的相関係数は約0.25～0.35ポイント低下して、短期的なレベルのシフトが起こっている様子が見て取れる。この結果、雪印と他の2社の動的相関係数の符号は、マイナスに転じている。一方、明治-森永の動的相関係数は、1月24日に約0.1ポイント上昇した後、横ばいで推移している。

食中毒事件の場合と比較して、事件前後でそれぞれの動的相関係数が変化した程度には大きな差は見られない。しかし、雪印が関係する動的相関係数は、牛肉偽装事件では事件発覚直後に急激に変化している。これは、事件の拡大とともに段階的に動的相関係数が下落した食中毒事件のケースとは対照的である。不祥事発覚に際する動的相関係数の急激な変化は、洋菓子



第4図 食中毒事件直後の動的相関係数の推移



第5図 牛肉偽装事件直後の動的相関係数の推移

メーカーの消費期限切れ原料使用問題を扱った中谷他(2010)でも同様に観察されている。本稿のケースでは、食中毒事件に続いて牛肉偽装事件が発覚したという背景があるにせよ、中谷他(2010)の結果も踏まえれば、たとえ子会社の行為であっても、企業の規範から逸脱した不祥事を起こした場合には、同業他社との動的相関係数は急激に低下するような反応を市場は示すといえる。

6. おわりに

本稿は、株価超過収益率のボラティリティに焦点をあてて、大手乳業メーカーが関連した食中毒事件と牛肉偽装事件を契機とする株価変動における市場リスクの動学的変動過程を、イベントスタディの手法を用いて明らかにした。

既存研究によれば、ボラティリティにはフィードバック効果の存在が指摘されていることから、本稿では乳業メーカー3社を対象に、ボラティリティの動学的変動を記述するDCC-GARCHモデルによって、各社のボラティリティと動的相関係数を推定した。その結果、分析対象とした2つの事件は、当該企業だけでなく、同業他社のうち1社のボラティリティを短期的に増大させる効果のあることがわかった。もう1社については、わずかにボラティリティは上昇したが、統計的に有意なものではなかった。

食中毒事件と牛肉偽装事件において、市場リスク変動への影響に差が見られたかどうかについては、動的相関係数で見た場合、変化の程度は同程度であったものの、その過程は異なっていた。すなわち、食中毒事

件では、当該企業と同業2社間の動的相関係数は、事件発生当初はそれほど変動せず、事件の拡大や原因究明とともに段階的に変化していった。一方、牛肉偽装事件では、発覚と同時に動的相関係数も直ちに変動して負の領域まで低下したが、それ以降は目立った動きは見られなかった。

事件第1報の影響については、食中毒事件では、当該企業のボラティリティおよび動的相関係数にはほとんど反応が見られなかった。牛肉偽装事件では、第1報が動的相関係数に最大のインパクトを与えたのに対して、当該企業のボラティリティは、第1報に大きく反応し、その後さらに増大している。

以上のことから、食をめぐる事件の発生を契機とする市場リスクの動学的変動過程は、イベントの性質に応じて特徴的な動きを示すといえる。食中毒事件のように、原因や被害範囲がすぐに判明しないイベントにおいては、同業他社との関係から見た市場リスクおよび自社の市場リスクは、イベントの態様が明らかになるにつれて変動していく。それに対し、牛肉偽装事件のように企業の規範を逸脱した行為においては、同業他社との関係から見た市場リスクおよび自社の市場リスクは事件発覚とともに直ちに変化するとともに、自社の市場リスクは、その後の新たな不祥事発覚によって増大する傾向にある。

株価は企業の価値を表しているので、公開された市場で取引される株式の価格変動リスクが増大することは、その企業の将来価値に関する不確実性が高まることを意味する。食品の安全や安心が毀損されたことにともなって増大した株式の市場リスクは、消費者でもある市場参加者による、食品関連企業の価値を通じた食の安全・安心に対する評価の現れであると見なすことができる。本稿の分析で明らかになったように、株価変動における市場リスクの動学的変動過程は、事件の性格や市場への情報到達に応じて異なる。特に市場への情報到達によって差違が生じることは、市場リスクの変動過程が、情報の公表方法に依存する可能性を示唆する。したがって、食品の安全や安心が損なわれる事件が発生した場合には、その原因や影響の及ぶ範囲、同様な不祥事が隠されていないかを明確にして、正確に公表するクライシスコミュニケーションが重要となる。そして、事件発生時におけるクライシスコミュニケーションが有効に機能するには、日常における食品関連企業のコンプライアンスに対する姿勢と、食品の安全・安心に関する消費者とのリスクコミュニケーションが不可欠であるといえるだろう。

[付記] 本稿は、科学研究費補助金・若手研究（B）（課題番号：21780201）および北海道大学「公募型プロジェクト研究等支援経費（若手研究者自立支援）」による研究成果の一部である。

引用文献

- Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307~327.
- Brockett, P. L., Chen, H.-M. and Garven, J.R. (1999) A New Stochastically Flexible Event Methodology with Application to Proposition 103, *Insurance: Mathematics and Economics*, 25, 197~217.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W. and MacKinlay, A.C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 149~180.
- Conrad, C. and Karanasos, M. (2010) Negative Volatility Spillovers in the Unrestricted ECCC-GARCH Model, *Econometric Theory*, 26, 838~862.
- Dohmlan, E., Hall, T. and Somwaru, A. (2002) Regulatory Events and Biotech Firm Share Prices, *Review of Agricultural Economics*, 24, 108~122.
- Engle, R.F. (2002) Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339~350.
- Hafner, C.M. and Franses, P.H. (2009) A Generalized Dynamic Conditional Correlation Model: Simulation and Application to Many Assets, *Econometric Reviews*, 28, 612~631.
- Harrington, S.E. and D.G. Shrinder (2007) All Events Induce Variance: Analyzing Abnormal Returns when Effects Vary across Firms, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42, 229~256.
- He, C. and Teräsvirta, T. (2004) An Extended Constant Conditional Correlation GARCH Model and its Fourth-Moment Structure, *Econometric Theory*, 20, 904~926.
- 北海道新聞取材班 (2002)『検証・「雪印」崩壊 その時何が起こったか』講談社, 329 pp.
- Jin H. J. and Kim, J.-C. (2008) The Effects of the BSE Outbreak on the Security Values of US Agribusiness and Food Processing Firms, *Applied Economics*, 40, 357~372.
- Johnson, M.S., Mittelhammer, R.C. and Blayney, D.P. (1994) Stock Price Reaction to Regulation in the Meat Packing Industry, *Journal of Agricultural Economics Research*, 45(3), 31~40.
- Kim, T.-H. and White, H. (2004) On More Robust Estimation of Skewness and Kurtosis, *Finance Research Letters*, 1, 56~73.
- 北見幸一 (2010)『企業社会関係資本と市場評価－不祥事企業分析アプローチー』学文社, 70~127.
- 厚生省生活衛生局 (2000)「雪印低脂肪乳」等による黄色ブドウ球菌食中毒の経緯, <http://www.mhlw.go.jp/top>
- ics/0101/tp0119-2.html, 2011年6月1日参照.
- 牧之段拓・近藤文代 (2003)「雪印乳業食中毒事件による牛乳市場への影響－干渉分析－」平成12年度～平成14年度科学研究費補助金（基盤研究（C））研究成果報告書『日次POSデータの価格反応モデル分析』（研究代表者 近藤文代）, 58~61.
- Mazzocchi, M., Ragona, M. and Fritz, M. (2009) Stock Market Response to Food Safety Regulations, *European Review of Agricultural Economics*, 36, 571~595.
- McNeil, A. J., Frey, R. and Embrechts, P. (2005) *Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques and Tools*, Princeton University Press.
- Nakatani, T. (2008) ccgarch: Conditional Correlation GARCH Models, <http://cran.r-project.org/package=ccgarch>, accessed on 2011.6.1.
- 中谷朋昭 (2010)「データ解析環境Rにおける多変量GARCHモデルの取り扱いについて—ccgarchパッケージの利用—」『農経論叢』, 65, 61~68.
- Nakatani, T. (2010) *Four Essays on Building Conditional Correlation GARCH Models*, Economic Research Institute, Stockholm School of Economics, 156 pp.
- Nakatani, T. and Teräsvirta, T. (2008) Positivity Constraints on the Conditional Variances in the Family of Conditional Correlation GARCH Models, *Finance Research Letters*, 5, 88~95.
- Nakatani, T. and Teräsvirta, T. (2009) Testing for Volatility Interactions in the Constant Conditional Correlation GARCH Model, *Econometrics Journal*, 12, 147~163.
- 中谷朋昭・座波祐一郎 (2010)「食品関連企業における規範逸脱型不祥事と株価変動－動的相関係数による分析－」『フードシステム研究』, 17 (3), 194~197.
- 鬼木俊次 (2000)「時系列データによる食品安全リスク評価－O157・狂牛病事件への適用－」『農業総合研究』, 54 (3), 95~114.
- R Development Core Team (2010) *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, <http://www.r-project.org>, accessed on 2011.6.1.
- Salin, V. and Hooker, N.H. (2001) Stock Market Reaction to Food Recalls, *Review of Agricultural Economics*, 23, 33~46.
- Savickas, R. (2003) Event-induced Volatility and Tests for Abnormal Performance, *Journal of Financial Research*, 26, 165~178.
- 澤田学 (1999)「狂牛病およびO157食中毒事件と牛肉小売需要－POS週次データによる再検討－」『農業経済研究別冊 1999年度日本農業経済学会論文集』, 278~283.
- 澤田学編著 (2004)『食品安全性の経済評価－表明選好法による接近－』農林統計協会, 224 pp.
- Silvennoinen, A. and Teräsvirta, T. (2009a) Modelling Multivariate Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with the Double Smooth Transition Conditional Correlation GARCH Model, *Journal of Financial Econometrics*, 7, 373~411.
- Silvennoinen, A. and Teräsvirta, T. (2009b) Multivariate

- GARCH Models, Andersen, T. G., Davis, R. A., Kreiss, J.-P. and Mikosch, T. (eds.) , *Handbook of Financial Time Series*, Springer, 201-229.
- Wang, Z., Salin, V., Hooker, N. H. and Leatham, D. (2002) Stock Market Reaction to Food Recalls: A GARCH Application, *Applied Economics Letters*, 9, 979-987.
- 雪印食中毒事件に係る厚生省・大阪市原因究明合同専門家会議 (2000) 雪印乳業食中毒事件の原因究明調査結果について

て—低脂肪乳等による黄色ブドウ球菌エンテロトキシン A 型食中毒の原因について—（最終報告）, <http://www.mhlw.go.jp/topics/0012/tp1220-2.html>, 2011年6月1日参照。

本論文は2010年3月の本学会大会における個別報告を基にしたものである。

(2010年7月28日受付, 2011年6月7日受理)

要旨：本稿では、日本の乳業メーカー3社を対象に、金融時系列分析の手法であるイベントスタディによって、食中毒事件と牛肉偽装事件が株価超過収益率の市場リスクに及ぼす影響を分析した。分析には、ボラティリティと動的相関係数を求めるDCC-GARCHモデルを用いた。その結果、双方の事件とも、当該企業のボラティリティを急激に変化させること、他社のボラティリティにも影響を及ぼすことが明らかとなった。さらに、当該企業との動的相関係数は、牛肉偽装事件発生後に急変するのに対して、食中毒事件においては徐々に変化していく様子が認められた。株式市場は、規範を逸脱するようなイベントに対しては直ちに反応することが明らかとなった。

キーワード：食品関連企業、動的相関係数、大規模食中毒事件、牛肉偽装事件